

Wat is het effect van lagere loonkosten op de vraag naar arbeid in Belgische ondernemingen?

door J. KONINGS en F. ROODHOOFT*

I. INLEIDING

Reeds verscheidene jaren hebben de meeste Europese landen te kampen met hoge werkloosheid. Dit hangt vaak samen met een lage job creatie en een disproportionele job destructie, zeker in vergelijking met de Verenigde Staten (Konings (1995)). In België werden over de periode 1985-89 gemiddeld 3.8% nieuwe banen gecreëerd terwijl er gemiddeld 5.1% werden vernietigd (Mulhay en Van Audenrode (1993)). Het werkloosheidsprobleem en het proces van job creatie en destructie werd opnieuw één van de belangrijkste politieke agendapunten sinds het begin van de jongste recessie. Met een werkloosheidsgraad van 14% behoort België immers tot de groep van landen met de hoogste werkloosheidscijfers.

Uiteenlopende verklaringen voor deze cijfers, zoals het belang van institutionele factoren (vakbonden), de gunstige werkloosheidsuitkeringen, de stricte arbeidswetgeving, de hoge loonkosten, werden reeds onderzocht (zie o.a. Heylen en Van Gompel (1992); Heylen (1993)). Recente oplossingen om deze wantoestanden aan te pakken zijn doorgaans gericht op enerzijds arbeidsduurverkortung en anderzijds een vermindering van de loonkost gepaard met een meer flexibele organisatie van de arbeidsmarkt. Er heerst voornamelijk een bezorgdheid omtrent een te hoge loonkost, in het bijzonder de patronale sociale

* Fakulteit Economische en Toegepaste Economische Wetenschappen, K.U. Leuven, Leuven. Dit artikel werd voorgedragen in de R.U. Gent en het Vlaams Economisch Congres 1995. De auteurs bedanken Paul Seré voor de technische ondersteuning.

zekerheidsbijdrage, voor Belgische bedrijven. Deze zorg is vooral gegroeid uit het gevoel dat er een toenemende concurrentie bestaat van de lage loonlanden, vooral dan vanuit Centraal- en Oost-Europa en Zuid-Oost Azië.

In dit artikel bestuderen we in welke mate loonkosten een invloed uitoefenen op de vraag naar arbeid en schatten het effect op job creatie ten gevolge van een daling van de loonkost. Hiertoe maken we gebruik van een unieke gegevensbank van meer dan 3 000 grote Belgische ondernemingen tussen 1991 en 1993. Voor zover bekend is dit de eerste Belgische studie die gebruik maakt van micro economische gegevens om loonelasticiteiten te schatten. We hopen hiermee meer wetenschappelijke inhoud te kunnen geven aan de vaak ad hoc debatten over de effecten van te hoge loonkosten op de vraag naar arbeid.

In de tweede paragraaf geven we een kort economisch denkkader om de problematiek te situeren. De derde sectie behandelt de eigenschappen van de gegevens en de gehanteerde methodologie. In de vierde paragraaf rapporteren we verscheidene schattingen van arbeidsvraagfuncties. Hieruit kunnen we afleiden in hoeverre een verlaging van de patronale bijdrage een invloed kan uitoefenen op de vraag naar arbeid. Conclusies worden voorgesteld in de vijfde paragraaf.

II. EEN ECONOMISCH DENKKADER

Laten we de produktietechnologie van een onderneming voorstellen door een produktiefunctie $y = f(L, K)$. Hierbij is y de output en zijn L en K de inputfactoren arbeid en kapitaal met respectievelijke eenheidsprijzen w en r . De voorwaardelijke vraag naar arbeid kan dan worden gevonden door het oplossen van het kostenminimeringsprobleem (1).

$$\begin{array}{l} \text{Min}_L \quad wL + rK \\ \text{n.v.: } y = f(L, K) \end{array} \quad (1)$$

In (1) wordt de som van de arbeids- en kapitaalkosten geminimeerd onder de nevenvoorwaarde dat een bepaalde output dient bereikt te worden. Hieruit volgt (2) dat de voorwaardelijke vraagfunctie naar arbeid (2) een functie is van de exogene variabelen w, r, y

$$L = h(w, r, y) \quad (2)$$

Indien men een expliciete uitdrukking wenst voor de inputfactor arbeid dient een specifieke produktiefunctie, zoals de Cobb Douglas functie of de CES functie, worden gespecificeerd. Voor alle bestaande produktiefuncties zal gelden dat de vraag naar arbeid negatief gerefereerd is aan de prijs van arbeid. In een perfect competitieve markt zal de interactie tussen vraag en aanbod van arbeid leiden tot een evenwicht in de arbeidsmarkt en werkloosheid is dan vrijwillige werkloosheid. In de realiteit echter zijn er tal van imperfecties, zowel in de outputmarkt als in de arbeidsmarkt. Voorbeelden van imperfecties zijn vakbondsonderhandelingen, het betalen van efficiënte lonen, minimumlonen, belastingen, monopolies en kartels. Deze factoren verstoren het natuurlijke marktmechanisme zodat er onvrijwillige werkloosheid kan ontstaan.

Recent staat vooral de belastingsdruk, en meer in het bijzonder de patronale sociale zekerheidsbijdrage, ter discussie. We beperken ons in het kader van deze analyse dan ook tot het bespreken van de effecten van deze rigiditeit op de vraag naar arbeid. Het Belgische systeem van inkomensbelastingen en bijdragen voor sociale zekerheid kunnen we voorstellen als volgt (Pauwels (1995)). Laat w het brutoloon zijn van een werknemer, s de werknemersbijdrage die op het brutoloon wordt berekend ($0 \leq s < 1$) en t de werkgeversbijdrage ($0 \leq t < 1$). Dan is $(1-s)w$ het netto belastbaar inkomen dat de werknemer overhoudt waarvan hij een fractie p ($0 \leq p < 1$) afstaat aan de overheid in de vorm van een betaling van de personenbelasting. Het inkomen dat een werknemer netto ontvangt¹ is dan

$$w_n = (1-p)(1-s)w \quad (3)$$

De prijs die de werkgever betaalt voor de werknemer is

$$w_g = (1+t)w \quad (4)$$

Uit (3) en (4) volgt

$$w_g = [(1+t)/(1-p)(1-s)] w_n$$

Het verschil tussen w_g en w_n noemen we de loonwig en duiden we aan met α . In België geldt voor α een gemiddelde waarde van ongeveer 2 (Pauwels (1995)). De vraag naar arbeid is een functie van w_g . Het effect van deze loonwig op de vraagfunctie naar arbeid wordt weerge-

geven in Figuur 1. De oorspronkelijke vraagfunctie, waarbij w_g en w_n samenvallen (of α gelijk is aan 1), wordt weergegeven door $V(w_g) = V(1.w_n)$. Indien een loonwig aanwezig is doordat de werkgever meer moet betalen voor een werknemer dan deze laatste netto ontvangt, verschuift de vraagfunctie naar links. In Figuur 1 wordt de nieuwe vraagfunctie voorgesteld door $V(\alpha.w_n)$. Dit betekent dat de vraag naar arbeid zal verminderen indien eenzelfde netto-inkomen w_n behouden blijft.

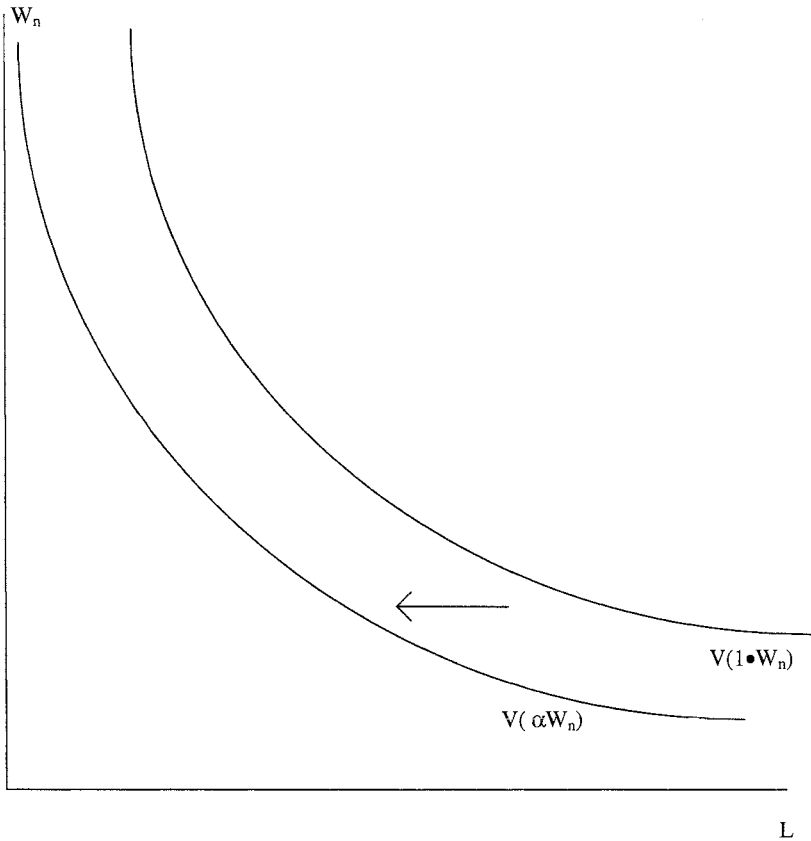
Er zijn twee manieren om de vraag naar arbeid te stimuleren. Enerzijds kan de overheid beslissen α te verminderen. Dit kan door de werknemersbijdrage te beperken, de tarieven van de personenbelasting te verminderen of de patronale bijdrage te reduceren. Dit betekent echter een daling van overheidsinkomsten, althans in de korte termijn. In de lange termijn kan dit gunstige gevolgen hebben vermits de overheid minder werkloosheidsuitkeringen hoeft te betalen en het aantal belastbare inkomens in de personenbelasting zal stijgen. Daarenboven verhoogt de globale koopkracht.

Anderzijds kan werkschepping tot stand komen indien w daalt. Dit is echter moeilijk te realiseren gegeven de grote macht van de vakbonden. Overigens kan een lager loon ook leiden tot een vermindering in koopkracht bij de consument, wat leidt tot een daling van de vraag naar eindprodukten. Daarenboven kan een vermindering van de lonen leiden tot een vlucht van de beste arbeidskrachten naar bedrijven die wel hoge lonen blijven betalen. Produktievermindering en dus ontslagen in de ondernemingen die deze maatregel zouden doorvoeren, kunnen het gevolg zijn. Een reductie van de loonwig lijkt de meest voor de hand liggende oplossing indien werkschepping het uiteindelijk doel is. In dit verband spitst de huidige discussie in België zich toe op een vermindering van de patronale bijdrage.

III. GEGEVENS EN METHODE

We beschikken over een unieke panel dataset van meer dan 3 000 grote Belgische ondernemingen in verscheidene sectoren en regio's in België over de periode 1991-93. Het gehanteerde criterium bestaat uit alle Belgische ondernemingen die in 1993 een jaarrekening volgens volledig schema publiceerden en in datzelfde jaar meer dan 50 werknemers tewerkstelden². Een onderneming met meer dan 100 werknemers moet automatisch een jaarrekening volgens volledig schema publiceren. Indien een onderneming minder dan 100 werknemers

FIGUUR 1



tewerkstelt, publiceerde ze in 1993 een jaarrekening volgens volledig schema indien 2 van de volgende criteria werden overschreden:

- (1) personeelsbestand van 50 werknemers
- (2) balanstotaal van 70 miljoen
- (3) omzet (exclusief Belasting op de Toegevoegde Waarde) van 145 miljoen.

De kleine en middelgrote ondernemingen publiceren een jaarrekening volgens verkort schema en worden niet in de steekproef opgenomen. Tabel 1 geeft een samenvatting van de variabelen die we in onze econometrische analyse zullen gebruiken. Uit Tabel 1 blijkt dat de gemiddelde werknemer in de gemiddelde grote Belgische onderneming 1 438 574 frank kost per jaar. De patronale sociale zeker-

heidsbijdrage is gemiddeld 359 204 frank of iets minder dan 25% van de totale loonkost. Het gemiddeld aantal werknemers van de ondernemingen uit de steekproef is 294 en de gemiddelde output meer dan 2 miljard frank. De materiële vaste activa zijn de gecumuleerde investeringen van de ondernemingen in terreinen, gebouwen, machines, rollend materieel en kantooruitrusting. Deze zijn gewaardeerd tegen aanschaffingswaarde. De gemiddelde historische kost van de materiële vaste activa in de steekproef bedraagt iets meer dan 1.5 miljard frank. De boekwaarde (historische kost aangepast voor ondermeer afschrijvingen) is gemiddeld ongeveer 645 miljoen.

TABEL 1
Samenvatting van de gebruikte variabelen

variabele	gemiddelde
gemiddelde loonkost	1 438.574
gemiddelde patronale bijdrage	359.2041
aantal personeelsleden	294.4
output	2 124 215
materiële vaste activa (boekwaarde)	645 949.2
materiële vaste active (historische kost)	1 529 229

Nota: alle variabelen, behalve het aantal personeelsleden, zijn uitgedrukt in monetaire waarden en dienen met 1000 te worden vermenigvuldigd.

Om de conditionele vraagfunctie (2) empirisch te schatten, specificeren we een log lineaire vraagfunctie waarbij we rekening houden met onobserveerbare heterogeniteit van de bedrijven. Ter verduidelijking van de schatting gaan we kort in op de onderliggende econometrische methodologie. Beschouw daarom het volgende econometrische model,

$$y_{it} = \alpha + \beta'x_{it} + v_i + \epsilon_{it}, \quad (5)$$

waarbij y_{it} de te verklaren variabele voorstelt in periode t voor observatie i , x_{it} stelt de vector van de regressoren voor, β is de vector van de te schatten coëfficiënten, v_i is een onobserveerbaar firma specifieke residu en ϵ_{it} is de gebruikelijke storingsterm met een verwachtingswaarde van 0, homoskedastisch en ongecorrleerd met x_{it} , v_i of met zichzelf. Het is redelijk om aan te nemen dat de firma specifieke

effecten v_i random verdeeld zijn over alle cross-sectionele observaties gegeven dat de data waarover we beschikken nagenoeg de ganse populatie van firma's weerspiegelt.

Dit type van modellen noemt men daarom wel eens "random effects models" of ook "variance components" of "error components" modellen, waarbij de volgende veronderstellingen worden gemaakt (E duidt de verwachte-waardeoperator aan en σ^2 de variantie)

$$E[\epsilon_{it}] = E[v_i] = 0 \quad (6)$$

$$E[\epsilon_{it}^2] = \sigma_c^2$$

$$E[v_i^2] = \sigma_v^2; E[\epsilon_{it}v_j] = 0 \text{ voor alle } i, t \text{ en } j$$

$$E[\epsilon_{it}\epsilon_{js}] = 0, \text{ als } t \neq s \text{ of } i \neq j$$

$$E[v_i v_j] = 0 \text{ als } i \neq j.$$

We verwijzen naar Greene ((1990), pp 470-471) om aan te tonen dat dit model kan worden geschat door gebruik te maken van Generalized Least Squares waarbij rekening wordt gehouden met de variantie van enerzijds ϵ_{it} en van anderzijds v_i . Door industrie dummies in de regressie op te nemen, kan rekening worden gehouden met verschillen tussen sectoren.

De toepassing van bovenstaande methode op onze problematiek leidt tot de volgende voorwaardelijke vraagfunctie naar arbeid (waarbij alle variabelen zijn uitgedrukt in natuurlijke logaritmen),

$$L_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 w_{it} + \alpha_2 K_{it} + \alpha_3 y_{it} + v_i + \epsilon_{it} \quad (7)$$

Vergelijking (7) is consistent met een Cobb Douglas produktiefunctie. In de schatting hebben we eveneens steeds tijdsdummies opgenomen om te controleren voor gezamenlijke aggregatieve effecten. We hebben ook geëxperimenteerd of sector en regionale effecten belangrijk zijn door industriedummies (1 digit NACE) en regiodummies (één per provincie) in de vergelijking op te nemen³. Dus hierdoor controleren we voor bijvoorbeeld technologische verschillen tussen sectoren. In onze resultaten rapporteren we de GLS (random effects) methode enerzijds en anderzijds de schatting gebaseerd op OLS, maar gecontroleerd voor potentiële heteroskedasticiteit. Vergelijking (7) toont onmiddellijk de loonelasticiteit van de vraag naar arbeid (α_1) vermits al de variabelen zijn uitgedrukt in natuurlijke logaritmen.

De verschillende variabelen werden uit de jaarrekeningen van de ondernemingen geselecteerd. Het aantal werknemers L_{it} voor een onderneming i in een bepaald jaar t is het gemiddeld aantal werknemers dat werd tewerkgesteld en bestaat uit directie, bedienden, arbeiders en andere (zoals tijdelijke werknemers of vakantiejobs). De loonvoet w_{it} is de totale loonkost, inclusief bedrijfsvoorheffing en sociale zekerheidsbijdragen van werkgever en werknemers, gedeeld door het aantal werknemers. De kost van kapitaal r is niet gespecificeerd vermits hierover geen gegevens ter beschikking zijn. Als een proxy voor de kost van kapitaal hebben we daarom kapitaal opgenomen in vergelijking (7). Deze variabele verwijst naar de materiële vaste activa van een onderneming. We hebben de regressie uitgevoerd met zowel materiële vaste activa gewaardeerd tegen boekwaarde als tegen historische kost. De coëfficiënt α_1 bleef nagenoeg onveranderd. We rapporteren daarom enkel de resultaten waarbij materiële vaste activa tegen boekwaarde zijn gewaardeerd. Output wordt gedefinieerd als de som van de verkochte en (nog) niet verkochte produktie. Bij de totale omzet exclusief B.T.W. worden de positieve (negatieve) voorraadwijzigingen in goederen in bewerking, gereed produkt en bestellingen in uitvoering opgeteld (afgetrokken). Om de totale output te berekenen voegen we de in de beschouwde periode geproduceerde vaste activa (activa die door de onderneming zelf gebruikt worden) hieraan toe. Omzet is gewaardeerd tegen verkoopprijs, terwijl voorraadwijzigingen en geproduceerde vaste activa worden gewaardeerd tegen kostprijs.

Uiteraard zijn hier alternatieven mogelijk. Zo zou geargumenteed kunnen worden dat deze variabelen moeten gedefleerd worden met een prijsindex. Echter de keuze van een prijsindex is arbitrair en is vaak enkel beschikbaar op sectorieel niveau, terwijl onze gegevens verwijzen naar ondernemingsgegevens. Waarschijnlijk is het dan meer wenselijk om een prijsindex te hanteren gedefinieerd op produktniveau. Deze is echter niet ter beschikking. Daarenboven houdt een prijsindex geen rekening met produktdifferentiatie en kwaliteitsverschillen. We verkiezen daarom onze variabelen niet te defleren met een prijsindex en veronderstellen dat de jaar, sector en regionale dummies alsook het firma specifieke random effect een deel van mogelijke prijsverschillen kunnen opvangen.

Een laatste opmerking is aan de orde. We beschouwen al onze regressoren als exogene variabelen. Gegeven de theoretische achtergrond is dit correct. Echter, het is niet ondenkbaar dat bijvoorbeeld

de loonvoet endogeen is. Indien het onderliggende arbeidsmarktmodel bijvoorbeeld een monopsonie model is, dan is het loon een functie van het aantal werknemers. Grote bedrijven betalen ook hogere lonen omwille van bijvoorbeeld efficiënte loonoverwegingen (Konings en Walsh (1994)). Verder indien vakbonden niet alleen onderhandelen over de loonvoet, maar ook over het aantal werknemers in een onderneming kan het loon een functie zijn van het aantal werknemers. Men zou dan kunnen argumenteren dat het loon in vergelijking (7) moet worden geïnstrumenteerd. In cross-secties is het vaak moeilijk goede instrumenten te vinden. In panel data kan men als instrument de vertraagde variabelen gebruiken indien men over een voldoende aantal jaren beschikt. Echter onze dataset bestrijkt slechts drie jaar, zodat ook deze methode moeilijk wordt (Arellano en Bond (1991)). Bij wijze van experiment hebben we vergelijking (7) eveneens geschat met het loon in periode $t-1$ in plaats van in periode t . Indien het loon in periode t endogeen zou zijn, is het loon in periode $t-1$ niet gecorreleerd met de storingsterm. Onze resultaten bleven nagenoeg ongewijzigd. Tenslotte willen we nog wijzen op Hamermesh ((1993), p. 70) die argumenteert "If the data describe small units - plants, firms, or perhaps even geographic areas - one can reasonably argue that supply curves are nearly horizontal in the long run. The wage rate may then be treated as exogenous...".

IV. RESULTATEN

Op basis van vergelijking (7) worden in deze paragraaf de loonelasticiteiten van de vraag naar arbeid geschat. In een eerste deel worden de globale bevindingen besproken. In een tweede deel bekijken we de regionale en sectoriële verschillen.

A. Globale bevindingen

Tabel 2a geeft een overzicht van de resultaten voor de schatting met OLS van vergelijking (7) en Tabel 2b geeft de GLS (random effects) schatting. Er wordt weergegeven wat de invloed is van output, loonkost en kapitaal op de vraag naar arbeid. De eerste kolom bevat geen sectoriële en regionale effecten. In de tweede kolom wordt voor sectordummies gecontroleerd en in de derde kolom tevens voor regionale dummies. De outputelasticiteit van ongeveer 0.5 suggereert dat er stijgende schaalopbrengsten zijn in productie. De kapitaalelasti-

citeit is ongeveer 0.1. Het is de loonelasticiteit, de coëfficiënt behorende bij de logaritme van het loon, waarin we voornamelijk zijn geïnteresseerd.

TABEL 2a
Resultaten, OLS
Te verklaren variabele L_{it}

verklarende variabele	(1)	(2)	(3)
output	0.51 (0.011)	0.58 (0.011)	0.57 (0.011)
loonkost	-0.74 (0.025)	-0.83 (0.026)	-0.88 (0.028)
kapitaal	0.11 (0.007)	0.09 (0.007)	0.09 (0.007)
sector dummies	nee	ja	ja
regionale dummies	nee	nee	ja
aantal observaties	8981	8981	8981
Adj. R ²	0.58	0.64	0.65

Nota: (i) alle specificaties hebben jaardummies, (ii) heteroskedastische (Huber) robuuste standaardafwijkingen staan tussen haakjes.

TABEL 2b
Resultaten, GLS (random effects)
Te verklaren variabele: L_{it}

verklarende variabelen	(1)	(2)	(3)
output	0.51 (0.005)	0.53 (0.005)	0.53 (0.005)
loonkost	-0.76 (0.010)	-0.77 (0.010)	-0.78 (0.010)
kapitaal	0.11 (0.004)	0.10 (0.004)	0.10 (0.004)
sector dummies	nee	ja	ja
regionale dummies	nee	nee	ja
aantal observaties	8981	8981	8981
globale R2	0.58	0.64	0.65

Nota: (i) alle specificaties hebben jaardummies, de globale R² is te vergelijken met de OLS R² voor wat betreft de interpretatie als “goodness of fit” maatstaf, echter deze bezit niet dezelfde eigenschappen (zie STATA, 3, 293-94).

De loonkostelasticiteit varieert tussen -0.74 en -0.88 wanneer we de OLS resultaten gebruiken en tussen -0.76 en -0.78 indien we controleren voor firma specifieke random effecten. Andere studies die

eveneens micro gegevens hebben gebruikt vinden vaak gelijkaardige elasticiteiten (Hamermesh (1993)). Uit de vergelijking tussen Tabel 2a en 2b blijkt dat het controleren voor onobserveerbare firma specifieke random effecten de geschatte loonelasticiteit lichtjes verhoogt. De verschillen zijn echter beperkt.

Op basis van de loonelasticiteit kan het effect van een vermindering van de loonkost (in casu de patronale sociale zekerheidsbijdrage) worden nagegaan op de vraag naar arbeid. Een daling van 10% in de loonkost, via een verlaging van α of w_n impliceert een stijging van de vraag naar arbeid van 7.4% tot 8.8%. Dit betekent voor de gemiddelde onderneming dat een vermindering van de totale loonkost met 143 800 frank per werknemer per jaar aanleiding geeft tot een stijging van de vraag naar arbeid met 22 tot 26 personen (afhankelijk van de specificatie en schattingsmethode). Vermits er ongeveer 3 000 ondernemingen per jaar in onze dataset bevinden betekent dit een winst van 66 000 tot 78 000 arbeidsplaatsen.

Aan een vermindering van de loonkost die leidt tot een stijging van het aantal arbeidsplaatsen zijn kosten en opbrengsten verbonden. De kosten zijn de minderontvangsten veroorzaakt door de daling van de patronale bijdragen. Om in de gemiddelde onderneming 22 tot 26 arbeidsplaatsen te winnen, is voor die onderneming een vermindering van patronale bijdragen van 42 351 500 frank nodig. Per arbeidsplaats leidt dit, afhankelijk van de specificatie en schattingsmethode, gemiddeld tot een kost van ongeveer 1 628 900 (bij een winst van 26 arbeidsplaatsen) tot 1 925 000 (bij 22 nieuwe arbeidsplaatsen). De opbrengsten van de vermindering van de patronale bijdragen ontstaan door de winst aan arbeidsplaatsen. Dit impliceert immers een vermindering van de staatsuitgaven aan werkloosheidsuitkeringen enerzijds en anderzijds een verhoging van de belastingsontvangsten via de personenbelasting. Ook een stijging van de globale koopkracht, met de daarbij horende positieve impulsen, is het gevolg. Het kwantificeren van deze opbrengsten ligt echter buiten de doelstelling van dit artikel.

Voorgaande analyse geeft ons informatie voor de gemiddelde onderneming. Regionale en sectoriële verschillen zijn echter niet onbelangrijk. In bepaalde sectoren en regio's zullen bepaalde ondernemingen naar alle waarschijnlijkheid prijsgevoeliger zijn. Dit hangt onder andere af van de concurrentie in de outputmarkt, de regionale werkloosheidssituatie, de industriële politiek, enz.. In volgende subsectie onderzoeken we daarom in welke mate de loonkostelasticiteit kan verschillen tussen regio's en sectoren.

B. Regionale en sectoriële verschillen

Het is algemeen bekend dat bepaalde regio's in België economisch minder ontwikkeld zijn dan andere, onder andere omwille van historische factoren. De steenkoolindustrie was bijvoorbeeld traditioneel gevestigd in Limburg. Met de achteruitgang van deze industrie ontstond daar lokaal grote werkloosheid. Regionale economische verschillen kunnen aanleiding geven tot verschillende lokale loonkostenelasticiteiten van typische ondernemingen gevestigd in deze regio's. Tabel 3 gaat na of dit inderdaad het geval is.

TABEL 3
Regionale en sectoriële verschillen (GLS, random effects)

verklarende variabele	(1)	(2)
output	0.50 (0.005)	0.52 (0.005)
ln(kapitaal)	0.11 (0.004)	0.11 (0.004)
ln(loonkost)*Luxemburg	-0.23 (0.08)	—
ln(loonkost)*Henegouwen	-0.93 (0.019)	—
ln(loonkost)*Limburg	-0.74 (0.039)	—
ln(loonkost)*Luik	-0.72 (0.046)	—
ln(loonkost)*Namen	-0.98 (0.066)	—
ln(loonkost)*Oost-Vl.	-0.79 (0.032)	—
ln(loonkost)*West-Vl.	-0.68 (0.029)	—
ln(loonkost)*Antwerpen	-0.51 (0.025)	—
ln(loonkost)*Brabant	-0.80 (0.022)	—
ln(loonkost)*NACE1	—	-0.78 (0.12)
ln(loonkost)*NACE2	—	-0.57 (0.040)
ln(loonkost)*NACE3	—	-0.64 (0.029)
ln(loonkost)*NACE4	—	-0.72 (0.023)
ln(loonkost)*NACE5	—	-0.78 (0.042)
ln(loonkost)*NACE6	—	-0.79 (0.026)
ln(loonkost)*NACE7	—	-0.49 (0.033)
ln(loonkost)*NACE8	—	-0.95 (0.019)
ln(loonkost)*NACE9	—	-0.90 (0.050)
regionale dummies	ja	nee
sectoriële dummies	nee	ja
aantal observaties	8981	8981
globale R ²	0.59	0.64

Nota: in alle vergelijkingen zijn jaardummies opgenomen.

We rapporteren enkel de GLS (random effects) schatting vermits deze "correcter" is dan de OLS schatting gegeven het feit dat we rekening willen houden met onobserveerbare heterogeniteit van ondernemingen.

In de eerste kolom hebben we een interactieterm met de loonkost en een dummie voor elke regio. Uiteraard hebben we de regio dummies ook apart in de regressie opgenomen om spurieuze correlatie te vermijden. Er blijken inderdaad substantiële regionale verschillen te bestaan. De loonkostelasticiteit varieert tussen -0.23 voor Luxemburg en -0.98 voor Namen. Er bestaan ook grote sectoriële verschillen. In kolom (2) hebben we de loonkost voor negen verschillende sectoren opgenomen, alsook de negen sectordummies apart. De classificatie op basis van deze negen sectordummies is vrij aggregatief en fijnere aggregatie is mogelijk, echter de huidige resultaten zijn reeds vrij indicatief. Uit kolom (2) blijkt dat er eveneens grote verschillen bestaan tussen sectoren.

Uit de resultaten van Tabel 3 blijkt dat er belangrijke verschillen bestaan tussen regio's en sectoren. Deze resultaten zijn gebaseerd op een vrij ruwe aggregatie en een meer gedetailleerde opsplitsing van regio's en sectoren zal leiden tot meer gedetailleerde resultaten, echter ten koste van het aantal vrijheidsgraden. De voornaamste conclusie uit Tabel 3 is dat specifieke regionale en sectoriële kenmerken niet onbelangrijk zijn. Dit reflecteert de wisselwerking tussen enerzijds de outputmarkt waarin bedrijven opereren en anderzijds de arbeidsmarkt. Een analyse van het proces van werkschepping en vernietiging dient daarom rekening te houden met de graad van concurrentie in bepaalde sectoren en regio's, toetredingsbelemmeringen, de bestaande industriële en regionale politiek, enz.. Het is niet de bedoeling in dit artikel deze routes te bewandelen.

V. BESLUIT

De bedoeling van dit artikel was om een idee te vormen over de mate waarin loonkosten de vraag naar arbeid in Belgische ondernemingen beïnvloeden. Dit is de eerste studie in België die op basis van micro economische gegevens loonelasticiteiten schat. In België spitst de loonkostproblematiek zich recent vooral toe op de loonwíg en meer bepaald op de patronale bijdrage. Een verlaging van deze bijdrage leidt enerzijds tot een vermindering van ontvangsten. Anderzijds ontstaan een aantal opbrengsten: werkloosheidsuitkeringen verminde-

ren, belastingontvangsten uit de personenbelasting stijgen en de globale koopkracht neemt toe. Het verschil tussen opbrengsten en kosten geeft het netto-effect weer op de globale welvaart.

In deze studie staat de invloed van een vermindering van de loonkost op de vraag naar arbeid centraal. We vinden op basis van panel data van meer dan 3 000 ondernemingen tussen de periode 1991-93 dat de gemiddelde loonelasticiteit gelijk is aan ongeveer -0.75. Met andere woorden, een afname van de loonkost - door een daling van de netto-lonen of door een daling van de loonwig - zal leiden tot een bijna proportionele stijging van de vraag naar arbeid. Om in de gemiddelde onderneming 22 tot 26 arbeidsplaatsen te winnen, is voor die onderneming een vermindering van de totale loonkost van 42 351 500 frank nodig.

Uiteraard zijn er een aantal uitbreidingen mogelijk van voorliggend onderzoek. Ten eerste, hebben we geen rekening gehouden met heterogene arbeid. Een complementaire dataset, eventueel gebaseerd op enquêtes, zou hiermee kunnen rekening houden. Ten tweede hebben we aangetoond dat er substantiële verschillen bestaan tussen regio's en sectoren. Een gedetailleerde beschrijving van het proces van werkschepping en -vernietiging dient rekening te houden met de graad van concurrentie, toetredingsbelemmeringen, industriële en regionale politiek in verscheidene sectoren en regio's. Ten derde werden enkel grote ondernemingen, zoals gedefinieerd door de wet op de jaarrekening, in de analyse opgenomen. Ook kleine en middelgrote ondernemingen kunnen in de analyse worden betrokken. Tenslotte is het mogelijk bovenstaande analyse in te bouwen in een algemeen evenwichtsmodel om zodoende de juiste kosten en baten voor de globale welvaart van een land te berekenen.

NOTEN

1. De werknemer ontvangt inderdaad enkel de beloning waarvan reeds de werknemersbijdrage voor de sociale zekerheid en een voorafbetaling van de personenbelasting zijn afgehouden. Deze worden door de werkgever rechtstreeks aan de Rijksdienst voor Sociale Zekerheid en de Belastingadministratie betaald. De voorafbetaling is een raming voor de uiteindelijke personenbelasting die een werknemer dient te betalen en die bepaald wordt door de definitieve aanslag.
2. Ondernemingen die niet onder het toepassingsgebied van de wet van 17 juli 1975 op de boekhouding en de jaarrekening van de ondernemingen vallen, zijn dus niet opgenomen in de steekproef. Een aantal belangrijke voorbeelden hiervan zijn financiële instellingen, verzekeringsondernemingen, ziekenhuizen en rusthuizen.
3. We hebben ook de schatting uitgevoerd met 61 2-digite industrie-dummies, maar de resultaten bleven nagenoeg ongewijzigd.

REFERENTIES

- Arellano, M. en Bond, S., 1991, Some Tests of Specification of Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, 58, 277-94.
- Greene, W., 1993, *Econometric Analysis*, (New York, Macmillan).
- Hamermesh, D., 1993, *Labor Demand*, (Princeton University Press).
- Heylen, F., 1993, Werkloosheid en werkloosheidsbestrijding in België: een bijdrage tot de actuele discussie, *Economisch en Sociaal Tijdschrift*, 47, 383-418.
- Heylen, F. en Van Gompel, M., 1992, De ontwikkeling van de werkloosheid en de inactiviteit in België (1970-90), *Maandschrift Economie*, 56, 162-186.
- Konings, J., 1995, Job Creation and Job Destruction in the UK Manufacturing Sector, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, 5-25.
- Konings, J. en Walsh, P., 1994, Evidence of Efficiency Wage Payments in UK Firm Level Panel Data, *Economic Journal*, 104, 542-555.
- Mulhay, B. en Van Audenrode, M., 1993, Création, destruction et chômage: le cas de Belgique, *Economie et Prévision*, 108, 19-29.
- Pauwels, W., 1995, *Micro economie*, (Syllabus UFSIA).
- STATA, Reference Manual Release 4, (Stata Corporation).